

FACTIBILIDAD DE COBERTURA DEL PRECIO DE MAÍZ (*Zea mays* L.) EN MÉXICO CON EL MERCADO DE FUTUROS FORÁNEO DE EE. UU.

MEXICAN CORN (*Zea mays* L.) PRICE HEDGE FEASIBILITY WITH THE US FOREIGN FUTURES MARKET

M. Ángel **Martínez-Damián**^{*}, J. de Jesús **Brambila-Paz**, J. Saturnino **Mora-Flores**

Economía. Campus Montecillo. Colegio de Postgraduados. 56230. Montecillo, Estado de México. (angel01@colpos.mx).

RESUMEN

La administración de riesgo de precio para la producción de maíz tiene un componente de precios de garantía. Sin embargo, no hay cobertura universal y las propias reglas de operación señalan que no son elegibles productores mayores a 20 ha. Esto deja descubierto parte de la producción nacional de maíz que aún tiene que administrar riesgo de precio. Una herramienta de administración de riesgo de precio es el mercado de derivados; institución ausente en México. Una alternativa es administrar este riesgo en un mercado de futuros foráneo, lo que requiere fijar un precio en una moneda extranjera bajo las condiciones de dicho mercado foráneo. Para que una cobertura de este tipo sea potencialmente eficiente es necesario que exista una relación estable entre precios domésticos, precios futuros foráneos y tasa de cambio. Con un enfoque de series de tiempo vectoriales la hipótesis evaluada incluye un vector cointegrante entre las variables precio doméstico, precio futuro y tasa de cambio, y por lo tanto proyecta una administración de riesgo efectiva del precio doméstico del maíz (*Zea mays* L.) a partir del precio futuro de maíz cotizado en Chicago. Los resultados muestran que no se puede rechazar la existencia de una relación de largo plazo entre los precios doméstico y futuro de maíz con la mediación de la tasa de cambio. Esto significa la existencia de un potencial de cobertura, a pesar de un precio futuro foráneo y la propia tasa de cambio peso dólar.

Palabras clave: mercados futuros foráneos, cobertura de precios, modelo de corrección de error, raíz unitaria, cointegración.

INTRODUCCIÓN

La variabilidad del precio es una fuente de riesgo para los productores sin cobertura del programa de precios de garantía, ya sean productores

^{*} Autor para correspondencia ♦ Author for correspondence.

Recibido: octubre, 2018. Aprobado: julio, 2019.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 54: 575-587. 2020.

ABSTRACT

Price risk management for corn production has a support price component; however, this is not universal and the operating rules themselves indicate that producers having over 20 ha are not eligible. This reveals part of the national corn production that has yet to manage price risk. A price risk management tool is a derivative market, which is non-existent in Mexico. An alternative is to manage this risk in a foreign futures market, which requires setting a price in a foreign currency under the conditions of that foreign market. For such hedge to be potentially efficient, the necessity of a stable relationship between domestic prices, future foreign prices and the exchange rate is essential; using a vector time series approach, the assessed hypothesis includes a cointegrating vector between the domestic price, future price and exchange rate variables, and therefore shows an effective risk management of the domestic price of corn (*Zea mays* L.) from the future corn price quoted in Chicago. Results show that the existence of a long-term relationship between the domestic and future prices of corn with the exchange rate mediation cannot be rejected. This implies the existence of a hedging potential, despite a foreign future price and the peso-dollar exchange rate itself.

Key words: foreign futures markets, price hedge, error correction model, unit root, cointegration.

INTRODUCTION

Price variability is a source of risk for producers not included in the support price program, whether they are eligible producers or not, which is why a risk management tool is required. The Mexican government, as of 2019, proposed once again a support price program¹; however, the operating rules no longer provide support for those producers with more than 20 ha. The lack of census or

elegibles o no, por lo cual se requiere una herramienta de administración del mismo. El gobierno federal a partir de 2019 ha propuesto nuevamente un programa de precios de garantía¹, sin embargo, en las reglas de operación ya no se contemplan apoyos para aquellos productores con más de 20 ha. La falta de empadronamiento o el exceder 20 ha aún puede dejar expuestos a variabilidad de precio a un importante porcentaje de los productores nacionales de maíz².

En México se carece de mercado de futuros para productos agrícolas y esto elimina posibilidades de administración de riesgo de precio. Una alternativa para el tomador de decisiones en México es administrar este riesgo a través de mercados de futuros extranjeros y el más cercano es el de EE.UU. En este caso, el productor en México puede vender a futuro a precio fijo (sobre todo si anticipa que el precio pudiera ser menor al cotizado), por lo tanto contrata cobertura y se cubre contra la caída de precio en el futuro, es decir, del precio al cosechar. Al llegar el vencimiento, deberá cancelar el contrato con una operación contraria, es decir la compra de contratos de futuro.

Si el precio efectivamente cae, entonces al momento de comprar se puede obtener una ganancia (pérdida en el evento contrario). Sin embargo, desde el punto de vista del tomador de decisiones doméstico, la tasa de cambio puede afectar la operación de cobertura. Es decir, para operar una cobertura de precio en moneda extranjera, fijar el precio en dólar aún puede afectar al comprador de cobertura debido a que, al momento de cancelar la cobertura, la tasa de cambio puede subir, en cuyo caso se tomaría una

the fact of exceeding 20 ha may expose national corn producers to a significantly wide price variability².

There is no futures market for agricultural products in Mexico; this eliminates management possibilities of price risk. An alternative for decision makers in Mexico is to manage this risk through a foreign futures market and the US is the closest. In this case, producers in Mexico can sell in the future at a fixed price (especially if they anticipate that the price could be lower than the quoted price); therefore, they contract hedging against a price fall in the future, that is, the price at harvest. Upon expiration, they must cancel the contract with a purchase of future contracts.

If the price actually falls, then at the time of purchase it is possible to make a profit (a loss in the opposite case). However, from the point of view of domestic decision makers, the exchange rate can affect the hedging operation. In other words, to operate a hedge in foreign currency, setting the price in dollars can still affect the hedge buyer because at the time of paying the exchange rate may rise, in which case there would be a loss not for the price hedge in corn, but a loss as a result of the exchange rate (Govindaray and Turvey, 2000).

In the present study we explored the effect of contracting price hedge for corn (*Zea mays* L.) from the point of view of Mexican decision makers in the US futures market. This issue was analyzed in Canada with an optimal hedge ratio approach (Govindaray and Turvey, 2000); in Mexico as well, but the effect of the exchange rate was ignored (Martínez and García, 2010; Echánove, 2015; Guizar *et al.*, 2012).

¹<https://www.gob.mx/sader/acciones-y-programas/programas-sader-2019-194732>

²Con la información disponible no es fácil construir este número; sin ser objeto de este estudio, se puede tener una idea del problema a partir de algunos datos: del total de la producción nacional (la cual se caracteriza por el minifundio); Robles (2013) muestra que el 86.4 y 85.2% de las unidades de producción dedicadas a maíz blanco y amarillo, respectivamente, tienen menos de 10 ha. También, unidades de producción menores a 5 ha participan con el 39% de la producción agrícola (IICA), lo que directamente implica una concentración de la producción en agricultores con más de 5 ha, cuyo número es menor; además, la cobertura de programas gubernamentales entre el total de productores era aproximadamente 57% (Robles, 2013). Si se considera el rendimiento en temporal de 2.2 Mg ha⁻¹ y el rendimiento en riego de 8 Mg ha⁻¹ junto con los datos de tamaño de predio y la cobertura de programas gubernamentales, se infiere que gran parte de la producción de maíz queda expuesta a riesgo de precio ♦ With the available information, it is not easy to reach this number; putting aside for a moment the objective of this study, you can get an idea of the problem from some data: of the total national production (which is characterized by the smallholding); Robles (2013) shows that 86.4 and 85.2% of the production units dedicated to white and yellow corn, respectively, have less than 10 ha. Also, production units of less than 5 ha participate with 39% of agricultural production (IICA), which directly implies a concentration of production in farmers with more than 5 ha, whose number is less; besides, the coverage of government programs among total producers was approximately 57% (Robles, 2013). If we consider the yield under rainfed of 2.2 Mg ha⁻¹ and the yield under irrigation of 8 Mg ha⁻¹ together with the data of property size and the coverage of government programs, we infer that a large part of corn production is exposed to price risk.

pérdida no por la cobertura de precio en maíz, sino por una pérdida en el tipo de cambio (Govindaray y Turvey, 2000).

Aquí se investiga el efecto de contratar cobertura del precio de maíz (*Zea mays* L.) desde el punto de vista del tomador de decisiones mexicano en el mercado de futuros de EE.UU. El tema se estudió en Canadá con un enfoque de razón de cobertura óptima (Govindaray y Turvey, 2000); en México se investigó, pero se ignoró el efecto de la tasa de cambio (Martínez y García, 2010; Echánove, 2015; Guizar *et al.*, 2012).

Una operación de cobertura envuelve operaciones de compra y venta de contratos de futuros denominados en divisa, y la ganancia o pérdida en dicha operación depende de una combinación lineal entre ellas. Si existe una combinación lineal estable entre precio doméstico, precio futuro y tasa de cambio, se anula la posibilidad de ganancia (pérdida) sistemática de una cobertura (Vukina y Holthausen, 1996), lo cual da como resultado una administración de riesgo eficiente. Entonces, la hipótesis propuesta es que existe una relación de largo plazo entre el precio futuro y la tasa de cambio y que, por lo tanto, al administrar riesgo de precio doméstico se debe considerar el efecto de ambas variables por igual.

MATERIALES Y MÉTODOS

Un tomador de decisiones doméstico que desea administrar riesgo de precio puede hacer la siguiente comparación: el precio esperado de contado al momento t que se pagará en $t+j$ contra el precio futuro cotizado al tiempo t pagadero al momento $t+j$ (Govindaray y Turvey, 2000):

$$E_t(PC_{t+j}^{mx}) \text{ vs } E_t(TC_{t+j}) * PF_{t+j}^{us}$$

donde: E_t es el operador esperanza valuado al momento t ; PC_{t+j}^{mx} es el precio de contado en México al momento $t+j$; TC_{t+j} es la tasa de cambio peso/dólar; PF_{t+j}^{us} es el precio en el mercado de futuros en EE.UU.

Si se espera que el precio de contado en $t+j$ sea menor a lo que en el momento t cotiza el precio futuro con vencimiento en $t+j$, se presenta la oportunidad de asegurar por anticipado el precio (para un comprador a futuro la oportunidad aparece contraria al no convenirle una subida de precio). Esta condición de comparación debe necesariamente tomar en cuenta la tasa de cambio, debido a que esto puede afectar la cobertura planeada.

A hedging transaction involves purchase and sale operations of foreign currency-denominated futures contracts, and the gain or loss on these transactions depends on a linear combination between them. If there is a stable linear combination between domestic price, future price and exchange rate, the possibility of systematic gain (loss) of a hedge is null (Vukina and Holthausen, 1996), which results in efficient risk management. Therefore, the hypothesis proposed is that there is a long-term relationship between the future price, the domestic price and the exchange rate, and therefore, when managing domestic price risk, the effect of both variables should be considered equally.

MATERIALS AND METHODS

A domestic decision maker who wishes to manage price risk can make the following comparison: the expected spot price at time t to be paid at $t+j$ versus the future price quoted at time t payable at time $t+j$ (Govindaray and Turvey, 2000):

$$E_t(PC_{t+j}^{mx}) \text{ vs } E_t(TC_{t+j}) * PF_{t+j}^{us}$$

where: E_t is the hope operator valued at time t ; PC_{t+j}^{mx} is the spot price in Mexico at time $t+j$; TC_{t+j} is the peso/dollar exchange rate; PF_{t+j}^{us} is the price in the US futures market.

If the spot price in $t+j$ is expected to be less than the quoted future price at t with maturity at $t+j$, the opportunity arises of locking the price in advance (for a future buyer the opportunity turns out the opposite as a price increase is not convenient). This comparison condition must necessarily take into account the exchange rate since it can affect the planned hedge. In the formation of price expectations, it will be assumed that the future price is an unbiased estimator of the spot price, in which case the difference or the base is a random variable (but the evidence for this is not clear according to Alarcón *et al.*, 2008 and Bopp and Lady, 1991); similarly, it is assumed that the formation of the exchange rate expectation will also occur without bias.

In this comparison, if the expected spot price in t due at time $t+j$ is less than what can be obtained in a futures market, then a hedging transaction is worthwhile; this implies the sale of futures contracts at the price quoted in t (sale in advance). At time $t+j$, if the price expectation is confirmed i.e. the spot price falls; while the future price falls in $t+j$; then when canceling the sale, which is to buy future contracts, there will be a profit for such purchase/sale operation. This income compensates the loss in spot price, which is the objective of a hedge (Vukina and Holthausen, 1996).

En la formación de expectativas de precio se supondrá que el precio futuro es un estimador insesgado del precio de contado, en cuyo caso la diferencia o la base es una variable aleatoria (pero la evidencia de esto no es clara según Alarcón *et al.*, 2008 y Bopp y Lady, 1991); de manera análoga se supondrá que la formación de expectativa de tasa de cambio ocurre también sin sesgo.

En esta comparación, si el precio de contado esperado en t al tiempo $t+j$ es menor a lo que se puede obtener en un mercado de futuros, entonces conviene una operación de cobertura; esto implica la venta de contratos de futuro al precio cotizado en t (venta anticipada). Al momento $t+j$, si la expectativa de precios es confirmada i.e. cae el precio de contado; al tiempo que cae el precio futuro en $t+j$; entonces al cancelar la venta, que es comprar contratos de futuro, se tendrá un ingreso por dicha operación de compra/venta. Este ingreso compensa la pérdida en precio de contado, que es el objetivo de una cobertura (Vukina y Holthausen, 1996).

Debe notarse que, para el operador doméstico, la tasa de cambio afecta esta posibilidad, lo cual dificulta la administración de riesgo de precio. Para que una cobertura en un mercado de futuros foráneo resulte eficiente, es necesario que la señal de precios que se recibe (ya considerada la tasa de cambio) siga un comportamiento semejante al precio de contado doméstico, y la condición de indiferencia es entonces (Govindaray y Turvey, 2000):

$$E_t(PC_{t+j}^{mx}) = TC_{t+j}^e * PF_{t+j}^w \quad (1)$$

donde: E_t denota el valor esperado con la información disponible en el momento t ; PC_{t+j}^{mx} denota al precio de contado en México; TC_{t+j}^e es la tasa de cambio peso-dólar esperada en t para $t+j$; PF_{t+j}^w es la cotización actual del precio futuro con vencimiento a $t+j$.

Si se toma logaritmos a (1) se obtiene:

$$E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) = LnTC_{t+j}^e + LnPF_{t+j}^w$$

Si se considera dicho valor esperado como una función lineal sujeta a un error estocástico, entonces el valor observado del precio de contado se puede escribir como:

$$LnPC_{t+j}^{mx} = E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) + \varepsilon_{t+j}$$

con:

$$E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) = \theta_0 + \theta_1 LnTC_{t+j}^e + \theta_2 LnPF_{t+j}^w$$

se obtiene el siguiente modelo econométrico:

It should be noted that for the domestic operator the exchange rate affects this possibility, which makes it difficult to manage price risk. For a hedge in a foreign futures market to be efficient, it is necessary that the price signal received (already considering the exchange rate) follows a behavior similar to the domestic spot price, and the condition of indifference is then (Govindaray and Turvey, 2000):

$$E_t(PC_{t+j}^{mx}) = TC_{t+j}^e * PF_{t+j}^w \quad (1)$$

where: E_t denotes the expected value with the information available at time t ; PC_{t+j}^{mx} denotes the spot price in Mexico; TC_{t+j}^e is the expected peso-dollar exchange rate in t due at $t+j$; PF_{t+j}^w is the current quotation of the future price due at $t+j$.

If we take logarithms to (1) we obtain:

$$E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) = LnTC_{t+j}^e + LnPF_{t+j}^w$$

If this expected value is considered as a linear function subject to a stochastic error, then the observed spot price value can be written as:

$$LnPC_{t+j}^{mx} = E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) + \varepsilon_{t+j}$$

with:

$$E_t(LnPC_{t+j}^{mx}) = \theta_0 + \theta_1 LnTC_{t+j}^e + \theta_2 LnPF_{t+j}^w$$

the following econometric model is obtained:

$$LnPC_{t+j}^{mx} = \theta_0 + \theta_1 LnTC_{t+j}^e + \theta_2 LnPF_{t+j}^w + \varepsilon_{t+j} \quad (2)$$

where, under perfect arbitrage, it would be expected θ_0 to be zero, or to capture transaction costs.

When deciding whether to buy hedge or not, the model expressed in (2) can be used to construct a price expectation (Prototopadakis and Stoll, 1983). However, this model may not be useful for making hedge recommendations due to the possible presence of unit roots (Arias and Segura, 2000), and consequently the spurious regression problem (Granger and Newbold, 1974).

It should be noted, however, that if there is a stable linear combination between these variables, then (2) can be thought of as a useful condition when deciding on hedge acquisition. This involves testing the hypothesis that such a linear combination exists, the cointegration hypothesis (Johansen, 1991). If this

$$\ln PC_{t+j}^{mx} = \theta_0 + \theta_1 \ln TC_{t+j} + \theta_2 \ln PF_{t+j}^{us} + \varepsilon_{t+j} \quad (2)$$

donde, bajo arbitraje perfecto se esperaría que θ_0 fuera cero, o bien, que captara costos de transacción.

Cuando se decide comprar o no cobertura se puede emplear el modelo expresado en (2) para la construcción de una expectativa de precio (Protopapadakis y Stoll, 1983). Sin embargo, este modelo puede no ser útil para hacer recomendaciones de cobertura debido a la posible presencia de raíces unitarias (Arias y Segura, 2000) y en consecuencia, al problema de regresión espuria (Granger y Newbold, 1974).

Debe notarse, sin embargo, que si existe una combinación lineal estable entre estas variables entonces se puede pensar en (2) como una condición útil cuando se decide por adquisición de cobertura. Esto implica contrastar la hipótesis de que exista dicha combinación lineal, hipótesis de cointegración (Johansen, 1991). Si no se rechaza esa hipótesis de cointegración, entonces se concluye que existe una relación de largo plazo entre las mencionadas variables, misma que puede hacer atractiva la decisión de cobertura.

Aquí se emplean datos de cuatro centrales de abasto³, datos de tasa de cambio⁴ y datos del precio futuro del maíz cotizado en el CBOT⁵. Las cuatro alternativas analizadas fueron las centrales de abasto de Sinaloa, Jalisco, Ecatepec e Iztapalapa en el periodo de estudio de enero de 1988 a diciembre 2017.

Con el modelo en (2) se presenta una versión de un modelo vectorial autorregresivo:

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde: Y_t es un vector 3×1 compuesto por precio local, precio futuro y tasa de cambio peso - dólar al momento t ; Φ_0 es un vector 3×1 de ordenadas al origen; Φ_i es una matriz 3×3 de coeficientes autorregresivos; p es el orden del vector autorregresivo y ε_t es un vector 3×1 de error de observación con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I$.

Si en esta representación no se rechaza la hipótesis de cointegración entonces se puede optar por una representación vectorial de corrección de error donde la combinación lineal implícita en (2) se plantea como relación de largo plazo en el modelo:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

cointegration hypothesis is not rejected, then we may conclude that there is a long-term relationship between the aforementioned variables, which can make the hedge decision attractive.

We used here data from four supply centers³ (grocery markets), exchange rate data⁴ and data on the future price of corn quoted in the CBOT⁵. The four alternatives analyzed were the Sinaloa, Jalisco, Ecatepec and Iztapalapa grocery markets in the study period from January 1988 to December 2017.

With the model in (2) a version of a vector autoregressive model is shown:

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

where: Y_t is a 3×1 vector composed of local price, future price and peso-dollar exchange rate at time t ; Φ_0 is a 3×1 vector of intercepts; Φ_i is a 3×3 matrix of autoregressive coefficients; p is the order of the autoregressive vector and ε_t is a 3×1 error vector of observation with $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I$.

If in this representation the cointegration hypothesis is not rejected, then it is possible to choose a vector error correction representation where the implicit linear combination in (2) is presented as a long-term relationship in the model:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

with: Y_t is a 3×1 vector composed of local price, future price and peso-dollar exchange rate, $\Pi = \alpha \beta$ where α is a 3×1 vector or adjustment vector and β is a 1×3 vector of long-term coefficients known as cointegrating vector.

Interest is on the effect that a future price or exchange rate disturbance has on the domestic price. The hypothesis is that an exchange rate disturbance is as much as a future price disturbance, which makes foreign hedge of limited viability when managing price risk. In this regard, the impulse/response function was estimated (Arias and Segura, 2000) for the four price alternatives and corresponding future price and exchange rate disturbances.

RESULTS AND DISCUSSION

The first aspect to examine was the presence of unit roots, which was analyzed by using the Dickey-Fuller

³Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM): <http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/>

⁴Banco de México: <http://www.banxico.org.mx/tipcamb/tipCamMIAction.do?idioma=sp>

⁵<https://mx.investing.com/commodities/us-corn-historical-data>

con: Y_t un vector 3×1 compuesto por precio local, precio futuro y tasa de cambio peso- dólar, $\Pi = \alpha\beta$ donde α es un vector 3×1 o vector de ajuste y β es un vector 1×3 de coeficientes de largo plazo conocido como vector cointegrante.

El interés es sobre el efecto que tiene en el precio doméstico un disturbio del precio futuro o la tasa de cambio. La hipótesis es que un disturbio en tasa de cambio es tanto como un disturbio en el precio futuro, lo que hace a la cobertura foránea de limitada viabilidad cuando se administra riesgo de precio. Al respecto se estimó la función impulso respuesta (Arias y Segura, 2000) para las cuatro alternativas de precio y correspondientes disturbios del precio futuro y de la tasa de cambio.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El primer aspecto a examinar fue la presencia de raíces unitarias y esto se examinó por medio de la prueba Dickey-Fuller (1981) para los cuatro vectores autorregresivos examinados. Estos vectores estuvieron formados respectivamente por el precio de las centrales de abasto consideradas (Ecatepec, Iztapalapa, Jalisco y Sinaloa) junto con el precio de maíz cotizado en Chicago y la tasa de cambio peso-dólar. Dado que nunca se está cierto del proceso generador de datos, en el Cuadro 1 se presentan los resultados para el contraste tipo tau con tres versiones de modelo⁶. En el caso de los precios estudiados junto con la tasa de cambio y derivado de la prueba de raíz unitaria, no se puede rechazar que exista un comportamiento no estacionario de dichas series, por lo que la utilización de dichas variables en un modelo de regresión es impropio.

González y Martínez (2015) obtuvieron el resultado de raíz unitaria en un contexto de transmisión de precio, mientras que Yunez y Taylor (2006) también lo encontraron al investigar libre comercio. Pero si existe una combinación lineal de estas variables que resultase estacionaria entonces es posible emplear dicha combinación al momento de una cobertura. Aquí se evaluaron las cuatro alternativas de precio junto con la tasa de cambio en la búsqueda de

test (1981) in the four autoregressive vectors used. These vectors were formed respectively by the price of the four grocery markets included in the present study (Ecatepec, Iztapalapa, Jalisco and Sinaloa), together with the corn price quoted in Chicago and the peso-dollar exchange rate. Given that the data generating process is never certain, Table 1 presents the results for the tau-type test with three model versions⁶. In the case of the studied surveyed prices together with the exchange rate and derived from the unit root test, we cannot reject that there is a non-stationary behavior of such series, so the use of these variables in a regression model is improper.

González and Martínez (2015) obtained the unit root result in a context of price transmission,

Cuadro 1. Contraste por raíz unitaria Dickey-Fuller.
Table 1. Dickey-Fuller unit root contrast.

Variable	Tipo	Tau	Pr < Tau
LPIZT	Media cero	1.42	0.9613
	Media sencilla	-1.07	0.729
	Tendencia	-2.29	0.4354
LPF	Media cero	-0.56	0.475
	Media sencilla	-1.57	0.4955
	Tendencia	-2.01	0.5925
LTC	Media cero	1.54	0.9697
	Media sencilla	-0.74	0.8326
	Tendencia	-2.69	0.2401
LPS	Media cero	-0.11	0.6458
	Media sencilla	-2.34	0.1594
	Tendencia	-3.97	0.011
LPECA	Media cero	0.88	0.899
	Media sencilla	-1.42	0.5705
	Tendencia	-2.57	0.2936
LPJ	Media cero	1.45	0.9635
	Media sencilla	-0.87	0.7964
	Tendencia	-1.92	0.6428

LPIZT=precio en Iztapalapa; LPF=precio futuro en bolsa de Chicago; LTC=tasa de cambio peso dólar; LPS=precio en Sinaloa; LPECA=precio en Ecatepec; LPJ=precio en Jalisco ♦ LPIZT=price in Iztapalapa; LPF=future price on the Chicago stock exchange; LTC=dollar-peso exchange rate; LPS= price in Sinaloa; LPECA=price in Ecatepec; LPJ=price in Jalisco.

⁶Existen muchas versiones de prueba de raíz unitaria y aquí se presenta la versión tipo tau que es análoga a la prueba de t bajo las versiones 1) media cero $Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, 2) media sencilla $Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, 3) Tendencia $Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 T + \varepsilon_t$. En los tres casos la hipótesis nula para raíz unitaria específica $H_0: \theta_1 = 1$. (Dickey y Fuller, 1981). Todos los resultados se obtuvieron con el software SAS versión 9.4 (SAS Institute Inc. 2014) ♦ There are many versions of the unit root test and here we present the tau type version that is analogous to the t test under the versions 1) zero mean $Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, 2) simple mean $Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, 3) Trend $Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 T + \varepsilon_t$. In all three cases the null hypothesis for unit root specifies $H_0: \theta_1 = 1$. (Dickey and Fuller, 1981). All results were obtained with SAS software version 9.4 (SAS Institute Inc. 2014).

Cuadro 2. Prueba de cointegración de Johansen para precio México, tasa de cambio peso-dólar y precio futuro.**Table 2. Johansen cointegration test for Mexico price, peso-dollar exchange rate and future price.**

Jalisco				
Prueba de cointegración del máximo eigen-valor				
H0: Rango=r	H1: Rango=r+1	Eigenvalor	Máximo	Valor Critico al 5%
0	1	0.1488	38.6736	20.97
1	2	0.0300	7.2987	14.07
2	3	0.0021	0.5064	3.76
Iztapalapa				
Prueba de cointegración del máximo eigen-valor				
H0: Rango=r	H1: Rango=r+1	Eigenvalor	Máximo	Valor Critico al 5%
0	1	0.1562	40.769	20.97
1	2	0.0178	4.3132	14.07
2	3	0.0019	0.4657	3.76
Sinaloa				
Prueba de cointegración del máximo eigen-valor				
H0: Rango=r	H1: Rango=r+1	Eigenvalor	Máximo	Valor Critico al 5%
0	1	0.1139	28.8891	20.97
1	2	0.0165	3.9661	14.07
2	3	0.0022	0.5229	3.76
Ecatepec				
Prueba de cointegración del máximo eigen-valor				
H0: Rango=r	H1: Rango=r+1	Eigenvalor	Máximo	Valor Critico al 5%
0	1	0.1257	32.2445	20.97
1	2	0.0177	4.2742	14.07
2	3	0.0020	0.4817	3.76

evidencia de cointegración, y para tal propósito se empleó la prueba de Johansen (1991).

La presencia de al menos un vector cointegrante (rango 1) no se puede rechazar (Cuadro 2) para las variables: precio local de maíz en México, precio futuro y tasa de cambio, en los cuatro casos examinados. Esto se concluye al comparar la estadística de prueba del máximo contra el valor crítico al 5% de confiabilidad; donde, en los cuatro casos el mencionado estadístico de prueba es menor que el valor crítico, por lo cual falla por al menos un vector cointegrante con respecto a la hipótesis nula. La implicación económica de este resultado es que la cobertura potencial del productor doméstico que opera en el mercado de futuros foráneo de Chicago es factible

while Yunez and Taylor (2006) also found it when investigating free trade. But if there is a linear combination of these variables that turns out to be stationary, then it is possible to use that combination at the time of hedging. Here we tested the four price alternatives, together with the exchange rate in the search for evidence of cointegration, and for this purpose the Johansen test (1991) was used.

The presence of at least one cointegrating vector (range 1) cannot be rejected (Table 2) for the variables: local corn price in Mexico, future price and exchange rate, in the four cases examined. We concluded this by comparing the test statistic of the maximum against the critical value at 5% confidence level; where, in all four cases, the aforementioned test

sin pérdida o ganancia sistemática debido a que existe una combinación lineal estacionaria en cada caso.

Este resultado de precios foráneos y tasa de cambio cointegrada con precios domésticos, lo obtuvieron Martínez y Matus (2017) al estudiar la ley del precio único en maíz, así como Arias y Segura (2000) en el contexto de coberturas foráneas para Argentina y Chile.

Como se encontró evidencia de cointegración bajo una representación vector autorregresiva, al emplear el teorema de la representación (Engle y Granger, 1987) se optó por un ajuste de un modelo vectorial de corrección de error ecuación (4). La razón de emplear un modelo de corrección de error es representar adecuadamente la dinámica de precios; en particular el vector β resume el comportamiento económico de largo plazo, mientras que α es un vector de coeficientes que informa del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo ante un disturbio aleatorio.

Al respecto de la relación de largo plazo estimada de la representación vectorial de corrección de error (Cuadro 3), el vector de largo plazo estimado se normalizó para que el coeficiente de la tasa de cambio sea uno; en cada caso se puede corroborar que la relación es congruente con (2) lo cual representa la ley del precio único. Sin embargo, mientras que el coeficiente del precio doméstico es cercano a uno, el coeficiente del precio futuro resulta inferior a dicho número; ello implica que no se cumple la ley del precio único.

statistic is less than the critical value, so it fails to reject at least one cointegrating vector with respect to the null hypothesis. The economic implication of this result is that the potential hedging of the domestic producer operating in the Chicago foreign futures market is feasible without systematic loss or gain because there is a linear, stationary combination in each case.

This result of foreign prices and exchange rate cointegrated with domestic prices was obtained by Martínez and Matus (2017) when studying the law of one price corn, as well as Arias and Segura (2000) in the context of foreign hedging for Argentina and Chile.

As we found evidence of cointegration under a vector autoregression representation by using the representation theorem (Engle and Granger, 1987), we chose the adjustment of a vector error correction model equation (4). The reason for using an error correction model is to adequately represent price dynamics; in particular the vector b summarizes the long-term economic behavior, while a is a vector of coefficients that reports the adjustment towards the long-term equilibrium in the face of a random disturbance.

Regarding the estimated long-term relationship of the vector error correction representation (Table 3), the estimated long-term vector was normalized so that the coefficient of the exchange rate was one;

Cuadro 3. Estimadores del vector β de largo plazo.
Table 3. Estimators of the long-term β vector.

Estimadores Beta de Largo Plazo Cuando el Rango es =1 Variable		Estimadores Beta de Largo Plazo Cuando el Rango es =1 Variable	
LPJ	-0.93537	LPS	-1.23143
LPF	0.70559	LPF	0.49780
LTC	1	LTC	1
Estimadores Beta de Largo Plazo Cuando el Rango es =1 Variable		Estimadores Beta de Largo Plazo Cuando el Rango es =1 Variable	
LPIZT	-0.97453	LPECA	-1.01501
LPF	0.62692	LPF	0.60219
LTC	1	LTC	1

LPIZT=precio en Iztapalapa; LPF=precio futuro en bolsa de Chicago; LTC=tasa de cambio peso dólar; LPS=precio en Sinaloa; LPECA=precio en Ecatepec; LPJ= precio en Jalisco ♦ LPIZT=price in Iztapalapa; LPF=future price on the Chicago stock exchange; LTC=dollar-peso exchange rate; LPS= price in Sinaloa; LPECA=price in Ecatepec; LPJ=price in Jalisco.

Cuadro 4. Estimadores del vector de ajuste alfa.**Table 4. Estimators of the alpha adjustment vector.**

Estimadores de los coeficientes de ajuste alfa cuando el rango=1		Estimadores de los coeficientes de ajuste alfa cuando el rango=1	
Variable		Variable	
LPJ	0.13917	LPS	0.10742
LPF	-0.08414	LPF	-0.01236
LTC	-0.05518	LTC	-0.01657
Estimadores de los coeficientes de ajuste alfa cuando el rango=1		Estimadores de los coeficientes de ajuste alfa cuando el rango=1	
Variable		Variable	
LPIZT	0.11442	LPECA	0.16617
LPF	-0.06096	LPF	-0.02493
LTC	-0.04188	LTC	-0.01504

LPIZT=precio en Iztapalapa; LPF=precio futuro en bolsa de Chicago; LTC=tasa de cambio peso dólar; LPS=precio en Sinaloa; LPECA=precio en Ecatepec; LPJ= precio en Jalisco ♦ LPIZT=price in Iztapalapa; LPF=future price on the Chicago stock exchange; LTC=dollar-peso exchange rate; LPS=price in Sinaloa; LPECA=price in Ecatepec; LPJ=price in Jalisco.

Martínez y Matus (2017) obtuvieron un resultado similar y Jaramillo y Benítez (2016) documentaron un resultado análogo al aquí obtenido.

En un modelo de corrección de error una vez considerada la relación de largo plazo, el ajuste a dicho vector ante un disturbio es representado por los coeficientes de ajuste denominados α en (3), (Engle y Granger, 1987).

En lo que corresponde a los estimadores de ajuste para los cuatro casos expuestos (Cuadro 4); si se piensa en la relación de largo plazo como $\beta'Y=c$, con un error estocástico de equilibrio $\beta'Y-c$, el vector alfa representa la reacción hacia el equilibrio de esta última diferencia. Así ante un error rezagado, definido por la relación de largo plazo, la proporción de dicho error corregida o ajustada, está dada por los coeficientes del vector alfa.

Es de interés notar que el ajuste a un desequilibrio de largo plazo es similar en magnitud y del mismo signo para el precio futuro y la tasa de cambio. Esto es importante porque bajo una decisión de cobertura y al considerar que existe una relación de largo plazo (estable) entre el precio doméstico, el precio futuro y la tasa de cambio, entonces el efecto del precio futuro y la tasa de cambio pueden considerarse análogos.

En la decisión de cobertura es por tanto necesario fijar la atención en la tasa de cambio, debido a que los cambios en la tasa de cambio afectan una posición de

in each case, it is possible to show that the relation is congruent with (2), which represents the law of one price. However, while the domestic price coefficient is close to one, the future price coefficient is less than this number; this implies that the law of one price is not complied with. Martínez and Matus (2017) obtained a similar result and Jaramillo and Benítez (2016) reported an analogous result to the one obtained here.

In an error correction model, once the long-term relationship is considered, the adjustment to such vector before a disturbance is represented by the adjustment coefficients named α in (3), (Engle and Granger, 1987).

Concerning the adjustment estimators for the four aforementioned cases (Table 4), if the long-term relationship is $\beta'Y=c$, with a stochastic equilibrium error $\beta'Y-c$, the alpha vector represents the reaction towards equilibrium of this last difference. Thus, when faced with a lagged error, defined by the long-term relationship, the proportion of such error corrected or adjusted is given by the coefficients of the alpha vector.

It is worth noting that the adjustment to a long-term imbalance is similar in magnitude, and of the same sign for the future price and the exchange rate. This is important because under a hedge decision and considering that there is a long-term (stable)

cobertura en un mercado foráneo casi tanto como el propio precio futuro. Hacemos notar que este efecto no está presente en el productor que toma una cobertura en su propio mercado doméstico (Govindaray y Turvey, 2000) porque el factor que afectará su cobertura se expresará de modo primordial en el precio futuro.

Entonces, los efectos del propio precio futuro y de la tasa de cambio afectarán la contratación de cobertura posible en un mercado foráneo. Este aspecto se ha ignorado en los estudios de Arias y Segura (2000), Jaramillo y Benítez (2016) y Ortiz y Montiel (2017).

Con el propósito de estudiar el efecto tanto de la tasa de cambio como del precio futuro sobre el precio doméstico de maíz, se estimaron las funciones impulso-respuesta, las cuales representan el efecto que un disturbio tiene sobre el precio doméstico, en razón de la tasa de cambio y el precio futuro (Arias y Segura, 2000). Es de apreciarse (Figura 1) que cualquier efecto de un disturbio en el precio futuro y la tasa de cambio se comporta de manera similar en el precio doméstico, con trayectorias ascendentes sostenidas y del mismo signo. Por ejemplo, se distingue el efecto de un disturbio en precio futuro y tasa de cambio, sobre el precio pagado en la central de Ecatepec (Figuras 1A y 1B); es claro que un disturbio en precio futuro (denominado impulso) tiene el efecto de incrementar el precio doméstico (respuesta) de forma análoga a como lo hace un disturbio en la tasa de cambio. Esta proyección confirma lo ya observado de que existe un efecto análogo de la tasa de cambio y del precio futuro sobre el precio doméstico.

El análisis impulso respuesta se acompaña con una prueba de causalidad, para comprobar si los coeficientes del precio futuro y la tasa de cambio son significativos para la determinación del precio doméstico. En los cuatro casos analizados se rechazó la hipótesis nula de que el precio doméstico está auto-determinado, en favor de la alternativa de que el precio futuro, junto con la tasa de cambio proporcionan información en la determinación del precio doméstico (Cuadro 5). Esto es consistente con lo encontrado por Martínez y Matus (2017) en un contexto ley del precio único, donde el elemento causal fue la tasa de cambio. También coincide con Arias y Segura (2000), salvo que ellos verificaron solo la causalidad del precio futuro y dejaron a la tasa de cambio implícita en el análisis.

relationship between the domestic price, the future price and the exchange rate, then the effect of the future price and the exchange rate can be considered analogous.

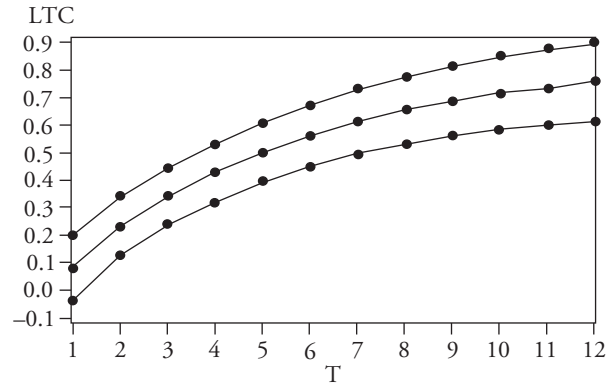
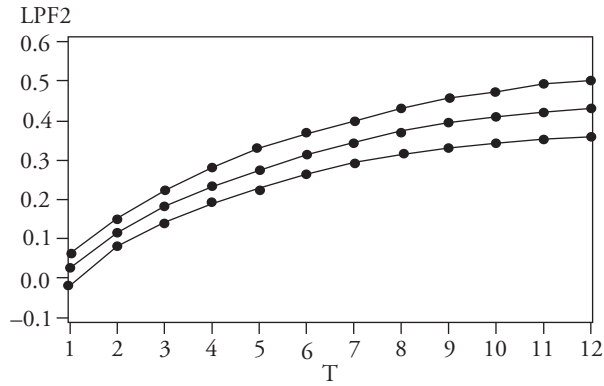
In hedging decisions, it is therefore necessary to pay attention to the exchange rate, since its variations may affect hedge operations in a foreign market almost as much as the future price itself. We note that this effect is not present in the producers who acquire a hedge in their own domestic market (Govindaray and Turvey, 2000) because the factor that will affect their hedge will manifest primarily in the future price.

Then, the effects of the future price itself and the exchange rate will affect the contracting of possible hedge in a foreign market. This aspect was ignored in the studies by Arias and Segura (2000), Jaramillo and Benítez (2016) and Ortiz and Montiel (2017).

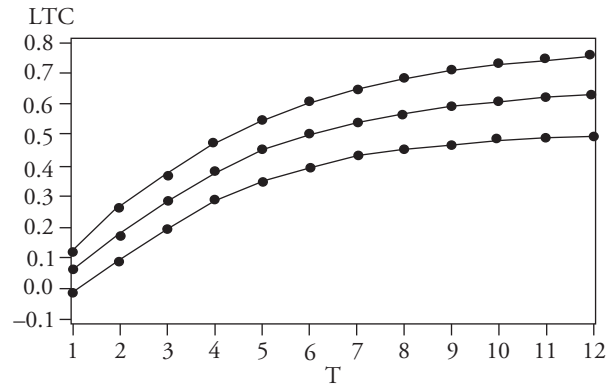
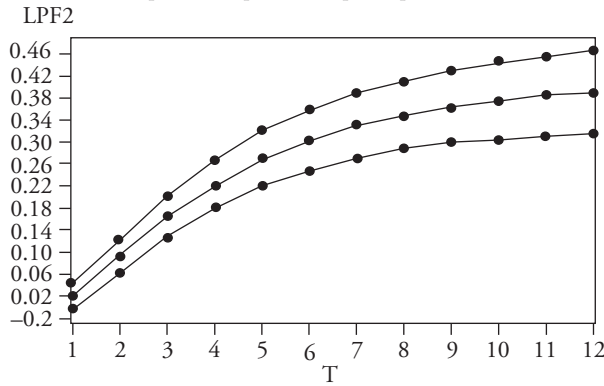
In order to study the effect of both the exchange rate and the future price on the domestic corn price, we estimated the impulse-response functions, which represent the effect that a disturbance has on the domestic price, due to the exchange rate and the future price (Arias and Segura, 2000). It must be recognized that any effect of a disturbance in the future price and the exchange rate (Figure 1) generates a similar behavior in the domestic price, with sustained upward trajectories and of the same sign. For example, the effect of a disturbance in future price and exchange rate on the price paid at the Ecatepec market is shown (Figures 1A and 1B); it is clear that a future price disturbance (called impulse) has the effect of increasing the domestic price (response) in an analogous way to a variation in the exchange rate. This projection confirms what has already been observed: there is a similar effect of the exchange rate and the future price on the domestic price.

The impulse/response analysis is accompanied by a causality test to check whether the coefficients of the future price and the exchange rate are significant for the determination of the domestic price. In the four cases analyzed, the null hypothesis that the domestic price is self-determined was rejected in favor of the alternative that the future price, together with the exchange rate, provide information in determining the domestic price (Table 5).

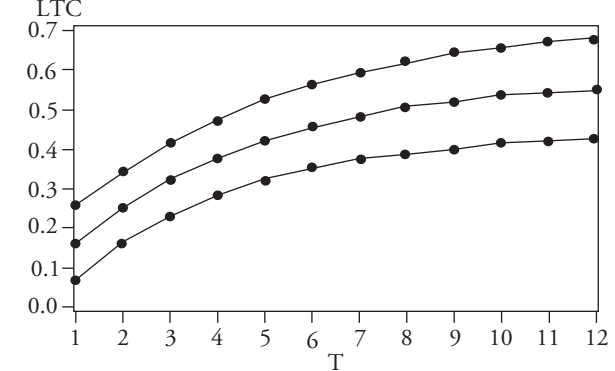
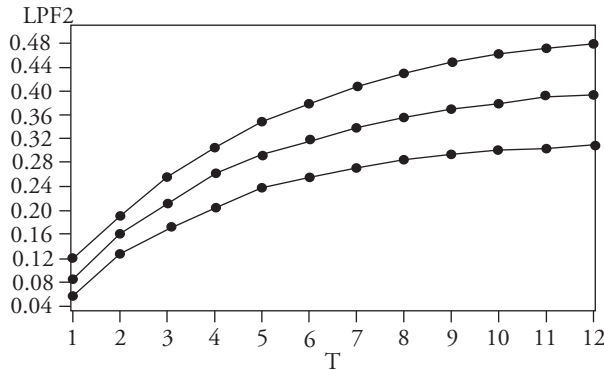
A) Función impulso / respuesta Ecatepec / precio futuro y tasa de cambio.



B) Función impulso / respuesta Iztapala / precio futuro y tasa de cambio.



C) Función impulso / respuesta Jalisco / precio futuro y tasa de cambio.



D) Función impulso / respuesta Sinaloa / precio futuro y tasa de cambio.

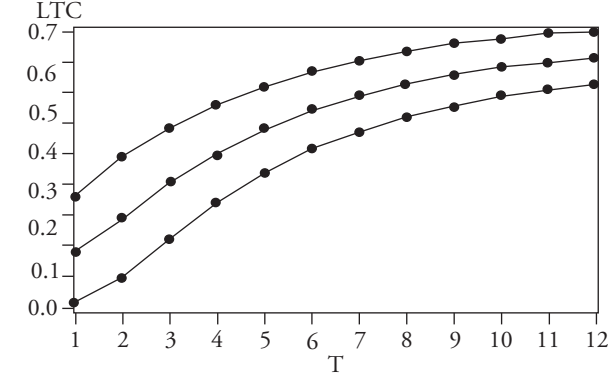
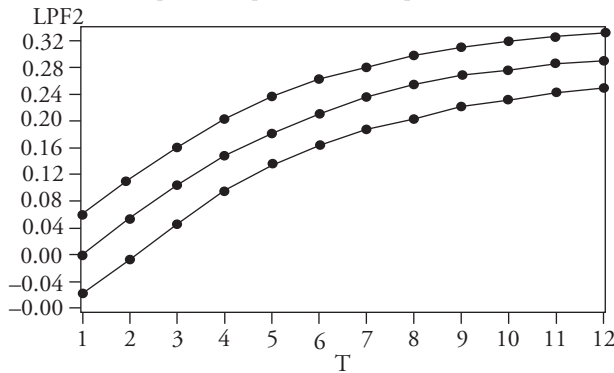


Figura 1. Funciones Impulso-Respuesta Estimadas.
Figure 1. Estimated Impulse/Response Functions.

Cuadro 5. Pruebas de causalidad.
Table 5. Causality tests.

Prueba de causalidad de Granger Jalisco			Prueba de causalidad de Granger Sinaloa		
GL	Chi-cuadrada	Valor de p	GL	Chi-cuadrada	Valor de p
4	28.68	<.0001	4	22.49	0.0002
g. 1=LPJ		g.2=LPF LTC	g.1=LPS		g.2= LPF LTC
Prueba de causalidad de Granger Ixtapalapa			Prueba de causalidad de Granger Ecatepec		
GL	Chi-cuadrada	Valor de p	DF	Chi-cuadrada	Valor de p
4	33.62	<.0001	4	33.32	<.0001
g.1= LPIZT		g.2= LPF LTC	g.1=LPECA		g.2=LPF LTC

LPIZT=precio en Iztapalapa; LPF=precio futuro en bolsa de Chicago; LTC=tasa de cambio peso dólar; LPS=precio en Sinaloa; LPECA=precio en Ecatepec; LPJ=precio en Jalisco. La hipótesis nula especifica que las variables en el grupo 1 (g.1) se determinan independientemente de aquellas en el grupo 2 (g.2). ♦ LPIZT=price in Iztapalapa; LPF=future price on the Chicago stock exchange; LTC=dollar-peso exchange rate; LPS= price in Sinaloa; LPECA=price in Ecatepec; LPJ=price in Jalisco. The null hypothesis specifies that the variables in group 1 (g.1) are determined independently of those in group 2 (g.2).

CONCLUSIONES

En una operación de cobertura foránea al precio nacional del maíz no puede administrarse directamente el riesgo de precio debido a la tasa de cambio. Pero existe potencial de administración de riesgo de precio, por la existencia de al menos un vector cointegrante formado por el precio doméstico de maíz, el precio futuro cotizado en Chicago y la tasa de cambio.

La implicación económica de este resultado es que la cobertura potencial del productor doméstico que opere en el mercado de futuros foráneo de Chicago es factible, sin pérdida o ganancia sistemática, debido a que existe una combinación lineal estacionaria en cada caso.

Con el análisis de causalidad se verificó que la tasa de cambio y el precio futuro tienen efectos simultáneos en la revelación del precio doméstico de maíz.

LITERATURA CITADA

Alarcón-Madrid H., H. Rubio A, L. R. Sánchez A., R. Torres M., S. Lozano A., y R. Favela E. 2008. El futuro del tipo de cambio no es un pronóstico del tipo de cambio spot. 48 Synthesis. Facultad de Contaduría y Administración. Universidad Autónoma de Chihuahua. http://www.uach.mx/extension_y_difusion/synthesis/2009/04/27/El_futuro_del_tipo_de_cambio_no_es_un_pronostico_del_tipo_de_cambio_spot.pdf. (Consulta: marzo 2018).

This is consistent with what Martínez and Matus (2017) found in a law of one price context, where the causal element was the exchange rate. It also coincides with Arias and Segura (2000), except that they verified only the causality of the future price and left the exchange rate implicit in the analysis.

CONCLUSIONS

In a national foreign hedging operation at the domestic corn price, price risk cannot be managed directly due to the exchange rate. But there is the potential for price risk management due to the existence of at least one cointegrating vector formed by the domestic corn price, the future price quoted in Chicago and the exchange rate.

The economic implication of this result is that the potential hedging of domestic producers operating in the Chicago foreign futures market is feasible, with no systematic loss or gain, since there is a linear stationary combination in each case.

With the causality analysis, we verified that the exchange rate and the future price have simultaneous effects on the disclosure of the domestic price of corn.

—End of the English version—



- Arias, J., y O. Segura. 2000. Factibilidad de uso de los mercados de futuro, como instrumento de cobertura de riesgo en bolsas de físico en América Latina. 1ª ed. Buenos Aires: VII Encuentro de la Asociación Panamericana de Bolsas de Productos. 36 p.
- Bopp A. E., and G. Lady. 1991. A comparison of petroleum futures versus spot prices as predictors of prices in the future. *Energy Econ.* 13: 274 - 282.
- Dickey, D., and W. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 4: 1057 - 1072.
- Echanove H. F. 2015. Subsidios gubernamentales para riesgos de precio: el caso de productores de maíz amarillo en México. *Papeles de Geografía* 61: 33 - 43.
- Engle, R., and C. Granger. 1987. Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55: 251 - 276.
- González P., H., y M. Martínez D. 2015. Efecto de transmisión del precio de mercado del maíz al mercado de la tortilla. *Rev. Mex. Cienc. Agríc.* 6: 1149 - 1162.
- Govindaraj N. N., and C. G. Turvey. 2000. The simultaneous hedging of price risk, crop yield risk and currency risk. *Can. J. Agric. Econ.* 48: 123 - 140
- Granger, C., and P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *J. Econ.* 2: 111 - 120
- Guizar-Mateos, M.A. Martínez D., y R. Valdivia. Cobertura óptima en el mercado de futuros bajo riesgo de precio y rendimiento. *Rev. Mex. Cienc. Agríc.* 3: 1275 - 1284.
- Jaramillo-Villanueva J. L., y E. Benítez-García. 2016. Transmisión de precios en el mercado mexicano e internacional de café (*coffea arabica* L.): Un análisis de cointegración. *Agrociencia* 50: 931 - 944.
- Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59: 1551 - 1580.
- Martínez D., y J. J. García J. 2010. Política de cobertura de precios de maíz en México. *Rev. Mex. Econ. Agríc. Rec. Nat.* 8: 69 - 76.
- Martínez-Damián M. A., y J. A. Matus G. 2017. Precio del maíz en México y ley del precio único. *CIENCIA ergo-sum* 24: 18 - 24.
- Ortiz-Arango F., y A. N. Montiel-Guzmán. 2017. Transmisión de precios futuros de maíz del Chicago Board of Trade al mercado spot mexicano: un análisis con volatilidad estocástica multivariante durante el periodo 2007 a 2012. *Contaduría y Administración* 62: 924 - 940.
- Protopapadakis A., and H. R. Stoll. 1983. Spot and futures prices and the law of one price. *The J. Finance* 38: 1431 - 1455.
- Robles-Berlanga, H. M. 2013. Los pequeños productores y la política pública. *Subsidios al Campo.org.mx*. Primera ed. México. 30 p.
- SAS Institute Inc. 2014. SAS/ETS® 13.2 User's Guide. The VARMAX Procedure. Cary, NC: SAS Institute Inc. pp: 2415-3507.
- Vukina T, D. Li, and D. M. Holthausen. 1996. Hedging with crop yield futures: A mean-variance analysis. *Am. J. Agric. Econ.* 78: 1015 - 1025.
- Yunez N., A., and J. Taylor. 2006. The effects of nafta and domestic reforms in the agriculture of Mexico: predictions and facts. *Région et Développement* 23: 161 - 185.

